

Assimetria no repasse da taxa de câmbio para a inflação: evidências para o Brasil*

Rodrigo Nobre Fernandez**

Doutor em Economia Aplicada pelo Programa de Pós-Graduação em Economia (PPGE) da Universidade Federal do Rio Grande do Sul (UFRGS), Professor Adjunto da Universidade Federal de Pelotas (UFPEL) Doutor em Economia pela Universidade de Brasília (UnB)

Regis Augusto Ely***

PhD em Economia pela University of Kent at Canterbury, no Reino Unido Mestre em Economia Aplicada pelo Programa de Pós-Graduação em Organizações e Mercados da Universidade Federal de Pelotas (PPGOM-UFPEL)


Reginaldo Pinto Nogueira Júnior****

Rafael Flach*****

Resumo

Neste artigo investigamos a existência de uma relação não linear dos repasses cambiais para a inflação medida pelos índices de preços ao consumidor e ao produtor no Brasil, utilizando dados mensais entre janeiro de 2000 a junho de 2015. Para isso, estimamos diferentes especificações desse repasse para os índices de preços por meio de um modelo TVAR (*Threshold Vector Autoregressive*) que usa a taxa de câmbio como variável *threshold*. Os resultados encontrados confirmam a importância do repasse cambial na dinâmica da inflação brasileira, bem como sugerem a existência de assimetria em relação à direção da variação da taxa de câmbio — em

* Artigo recebido em set. 2017 e aceito para publicação em jan. 2018.

 Este trabalho está licenciado sob uma Licença Creative Commons Atribuição-NãoComercial 4.0 Internacional.
Open Acces (Acesso Aberto)

** E-mail: rodrigo@rodrigofernandez.com.br

*** E-mail: regisaley@gmail.com

**** E-mail: rpnjunior@yahoo.com.br

***** E-mail: rafael.flach@hotmail.com

geral os repasses são maiores quando há depreciação cambial. Os resultados também indicam que a evidência de assimetria está mais presente para o período anterior à crise de 2008, o que pode estar associado aos efeitos da crise sobre o *markup* das empresas.

Palavras-chave

Repassé cambial; assimetria; inflação

Abstract

This paper investigates the existence of a nonlinear exchange rate pass-through in Brazil from January 2000 to June 2015. For this purpose, we estimate different specifications of a TVAR (Threshold Autoregressive Vector) model in which we use the exchange rate as the threshold variable. The results confirm the important role of exchange rate pass-through in determining Brazilian inflation, as well as the existence of asymmetry related to the direction of the exchange rate changes — i.e. higher rates of pass-through are associated with exchange depreciations. The results also show that the evidence of asymmetry is stronger for the period prior the 2008 financial crisis, which may be associated with lower markups in the aftermath of the crisis.

Keywords

Exchange pass-through; asymmetry; inflation

Classificação JEL: F31, E31, E44

1 Introdução

Mudanças na taxa de câmbio podem afetar a inflação doméstica em economias abertas, esse fenômeno é conhecido como *pass-through*, ou repasse cambial. O entendimento da dinâmica desse repasse é extremamente relevante para autoridades monetárias em busca da contínua estabi-

lidade inflacionária, especialmente em economias emergentes, como a brasileira¹.

Esse artigo tem por objetivo mensurar essa assimetria para os índices de preços ao consumidor (IPCA e IPCA-Livre) e ao produtor (IPA-M) utilizando dados mensais para o período de janeiro de 2000 a julho de 2015. O índice de preços ao consumidor é comumente utilizado na literatura nacional² para o cálculo do repasse cambial, enquanto que o IPCA-Livre exclui os preços que foram administrados pelo governo, e o IPA-M mede a variação dos preços de produtos agropecuários e industriais nas transações interempresariais. A motivação para o uso de diferentes índices se deve ao fato de que mudanças na taxa de câmbio apresentam um impacto nos insumos utilizados para a produção nacional e também nos preços dos produtos importados, sejam eles intermediários na cadeia produtiva ou bens finais. Adicionalmente, os preços administrados pelo ente público, em contratos vinculados a taxa de câmbio, podem afetar os preços nacionais.

Para realizarmos nossas estimativas utilizamos diferentes especificações de um modelo TVAR (*Threshold Vector Autoregressive Model*) que usa a variação da taxa de câmbio como variável *threshold*, assim permitindo capturar possíveis efeitos assimétricos (tanto na depreciação quanto na apreciação) dos repasses cambiais. Adicionalmente, subdividimos a amostra para verificarmos algum possível efeito da alta dos preços das *commodities* e da crise de 2008 nesses repasses.

Os resultados encontrados reforçam a importância do repasse cambial para a determinação da inflação doméstica no Brasil, tanto no que se refere aos índices de preços ao consumidor quanto ao produtor. Além disso, encontramos evidência de assimetria nesses repasses, em especial no período anterior à crise de 2008. As estimativas nos mostram que a maior parte dos repasses ocorrem em momentos de depreciação do câmbio, sendo os repasses em momentos de apreciação, na maior parte, não são estatisticamente significativos. Dada uma depreciação de 10% da taxa de câmbio, em média ocorre um repasse de 0.2 pontos percentuais mensais no IPCA e IPCA-Livre, sendo o repasse maior para o IPA-M, de cerca de 0.7 pontos percentuais. Esse resultado corrobora outras estimações de repasse cambial, como por exemplo Nogueira Junior (2007) e Pimentel *et al.* (2016). Finalmente, os resultados encontrados apontam para maiores repasses no

¹ Para uma discussão a respeito da relação entre ambiente inflacionário e *pass-through* cambial ver, por exemplo, Gagnon e Ihrig (2004). Para uma discussão sobre o peso do *pass-through* em economias emergentes, e seus impactos na condução de política econômica, ver Calvo e Reinhart (2000).

² Veja por exemplo os trabalhos de: Nogueira Junior (2010), Correa e Minella (2010) e Pimentel, Luporini e Modenesi (2016).

período pré-crise de 2008, embora para o IPA-M eles ainda sejam persistentes no período pós-crise. Esse fato pode estar relacionado aos efeitos da crise sobre o grau de competição e o comportamento de empresas.

Este trabalho contribui para a literatura através da estimativa do repasse assimétrico da taxa de câmbio para três importantes índices de preços, possibilitando a mensuração deste efeito sobre os preços administrados e não administrados, e também sobre os preços de produtos agropecuários e industriais nas transações interempresariais. As estimações também são feitas separadamente para o período anterior e posterior a crise, de modo a entender como esses repasses mudam em períodos de incerteza econômica. Os resultados são importantes para a formulação da política econômica no Brasil. Como já discutido por Calvo e Reinhart (2000) autoridades monetárias de países emergentes podem sofrer do chamado “medo de flutuar” (*fear of floating*), o que se traduziria em uma tentativa de controle de preços pela venda de reservas cambiais, e algum grau de administração da taxa de câmbio³. Nesse sentido, a existência de assimetrias no repasse cambial possa implicar na perda de eficácia desse tipo de política.

Por fim, o artigo está organizado em mais quatro seções, além desta introdução: na segunda seção apresentamos uma breve revisão da literatura, avaliando alguns trabalhos empíricos sobre o tema; na terceira seção apresentamos a metodologia econométrica adotada e descrevemos os dados utilizados; na quarta seção discutimos os resultados; finalmente, na quinta seção apresentamos algumas considerações finais.

2 Revisão de literatura

A literatura sobre o repasse cambial para os preços domésticos tem apresentado alguma evidência de comportamento assimétrico e não linear tanto para países desenvolvidos quanto emergentes⁴. Mahdavi (2002), por exemplo, avaliou indústrias exportadoras nos Estados Unidos, apresentado evidências de assimetrias na resposta ao câmbio para sete de doze casos estudados. No mesmo sentido, Nogueira Junior e León-Ledesma (2008) avaliaram diversas fontes de assimetrias e não linearidades para algumas

³ Ball e Reyes (2008) incluem o Brasil em sua lista de possíveis países que sofrem de “medo de flutuar”, e que o esconderiam atrás de um programa de metas de inflação. Essa conclusão é relativizada por Nogueira Junior e León-Ledesma (2009), embora os mesmos também avaliem que algum grau de intervenção sobre o câmbio se mostre presente na condução da política monetária brasileira após a adoção do regime de metas em 1999.

⁴ Ver Marazzi *et al.* (2005) para um panorama da literatura sobre o tema.

economias emergentes e desenvolvidas, identificando que assimetrias são comuns e, em geral, relevantes no comportamento do repasse cambial.

Bussière (2007) analisou o repasse cambial para preços de importação e exportação para países membros do G7, encontrando assimetrias para grande parte da amostra, em especial no que se refere a preços de exportação. Por outro lado, Al-Abri e Goodwin (2009) identificaram existência de assimetria no repasse cambial para os preços de importação em 16 países que pertencem à OCDE.

Utilizando um modelo de série temporal não linear para o caso dos Estados Unidos, Shintani, Terada-Hagiwara e Yabu (2013) usaram a taxa de inflação defasada como uma variável de transição, concluindo que o repasse cambial é não linear, e diminuiu com a redução da inflação. Exercício semelhante foi feito por Nogueira Junior (2010) para o Brasil, e Aleem e Lahiani (2014) para o México, obtendo resultados parecidos.

Ainda para o caso do México, e também utilizando modelos não lineares, Nogueira Junior e León-Ledesma (2011) identificaram não linearidades no repasse cambial para os preços domésticos como consequência do ambiente macroeconômico instável. Os autores argumentam que em períodos de más condições econômicas, as firmas não teriam incentivos para absorver o aumento de custos em suas margens, o que resultaria em aumento do repasse cambial.

Dentro do objetivo específico do presente trabalho, nota-se que uma das possíveis fontes de assimetria é relacionada à direção da variação cambial (apreciações ou depreciações), uma vez que a mesma pode influir no processo de tomada de decisão das firmas importadoras. Enquanto apreciações reduzem o preço dos insumos e aumentam a margem de lucro das empresas, as depreciações reduzem *mark-up* (considerando que o preço do bem final é mantido constante). De modo geral, conforme Delatte e López-Villavicencio (2012), o incentivo do produtor pode ser maior para o repasse de uma depreciação cambial do que de uma apreciação. Essa assimetria pode estar relacionada às diferenças nos fundamentos microeconômicos entre os países, como por exemplo, rigidez de preços (“custos de menu”) e a elasticidade da demanda.

Nessa direção, Pollard e Coughlin (2003) investigam o repasse da taxa de câmbio para os preços de importação da indústria de transformação nos EUA, encontrando efeitos distintos em relação a depreciações e apreciações. Os preços de importação na maioria das indústrias se comportam de forma assimétrica em relação ao reajuste cambial, o que os autores atribuem à existência de “custos de menu”. Resultados parecidos foram encontrados por Gil-Pareja (2000) que estudou algumas indústrias em países

européus, identificando que a intensidade e a direção da assimetria variam de acordo com a indústria e o país.

Delatte e López-Villavicencio (2012) analisam o mesmo efeito, para o curto e longo prazo na Alemanha, Estados Unidos, Japão e Reino Unido. Para tanto, os autores estimaram um modelo autorregressivo não linear de defasagem distribuída (NARDL). Eles encontraram que a capacidade de resposta dos preços à variação cambial não é linear, e que o repasse da taxa de câmbio é menor após uma apreciação do que após uma depreciação. Como já mencionado, esse resultado pode ser consequência da estrutura de mercado de concorrência fraca e rigidez de preços.

Donayre e Panovska (2016) estimam TVAR para verificar o comportamento do repasse cambial nas economias de México e Canadá no período de 2001 a 2013, após implantação do regime de metas de inflação. Os resultados encontrados pelos autores mostram que existem fortes evidências a favor da não-linearidade para ambos os países. Para o caso do México (Canadá), o coeficiente médio estimado do repasse da taxa de câmbio (ERPT) para o Índice de Preços ao Consumidor (IPC) no regime de baixo crescimento é de 4,4% (3,0%) após 12 meses. Já o coeficiente médio estimado do ERPT para IPC no regime de alto crescimento é de 11,4% (7,0%) após 12 meses, e as respostas são significativamente diferentes em todos os regimes. Além disso, existem fortes evidências a favor de um coeficiente ERPT assimétrico para os índices de preços de importação, produção e bens.

A literatura brasileira possui relativamente poucos estudos que analisem a assimetria do repasse da taxa de câmbio. O primeiro deles é o de Albuquerque e Portugal (2005) estimam o repasse cambial para economia brasileira no período de 1980 a 2002. Os autores encontraram que o repasse cambial na economia brasileira é menor após a adoção do regime de câmbio flutuante. Ademais, o ambiente macroeconômico afeta a forma como os preços ao consumidor responderão aos movimentos da taxa de câmbio sendo possível identificar três padrões diferentes no coeficiente de transferência para o IPCA e para o IGP-DI: o primeiro caracteriza-se por um alto período de inflação, o segundo refere-se ao período de baixa inflação e taxas de câmbio fixas, e o terceiro refere-se ao período de preços estáveis e taxas de câmbio flutuantes.

Além do já citado estudo de Nogueira Junior (2010), vale destacar o compreensivo estudo de Correa e Minella (2010), que estimaram uma curva de Phillips com limiar (*threshold*) através do modelo TAR (*thresholdautorregressive*) para o Brasil. Os resultados indicaram a presença de repasses cambiais não lineares para a inflação, e que o repasse de curto prazo é maior quando a economia está em expansão, quando a taxa de câmbio se

deprecia acima de certo valor e quando a volatilidade da taxa de câmbio é menor.

Outro estudo importante é o elaborado por De Souza, Maciel e Pizziniga (2013) que estimaram como as flutuações na taxa de câmbio são repassadas para os preços na economia brasileira a partir da adoção do regime de câmbio flutuante e metas de inflação. Os pesquisadores utilizaram um modelo de estado de espaço linear para o período de agosto de 1999 a agosto de 2008, encontrando que a taxa de câmbio de curto prazo e longo prazo está diminuindo ao longo do tempo. Desde a eleição presencial de 2002 o repasse cambial de curto prazo se aproximou de um. Ao passar do tempo esse repasse seguiu uma tendência de decrescimento e se estabilizou em 2008. Fatores como a credibilidade do banco central, o ambiente inflacionário, o crescimento econômico e as expectativas de inflação são importantes para entenderem-se o comportamento do repasse cambial.

Por fim, o estudo nacional mais recente sobre o tema é de Pimentel, Luporini e Modenesi (2016) que analisou o repasse cambial assimétrico para os preços ao consumidor (IPCA) no período de 1999 a 2013. Utilizando de uma decomposição da taxa de câmbio (entre apreciações e depreciações), os autores estimaram uma sequência de modelos SVAR e identificaram uma forte assimetria no repasse cambial no Brasil, sendo o repasse médio para o IPCA de 11.38% no caso de depreciação e de 2.84% no caso de apreciação em 12 meses. O feito da assimetria também foi evidenciado no longo prazo.

3 Metodologia

3.1 Modelo Econométrico

O modelo utilizado para estimarmos a assimetria do *pass-through* cambial é o *Threshold Vector Autoregressive* (TVAR), que admite a possibilidade de que o grau de repasse cambial para os índices de preços se mova para o equilíbrio de uma forma não linear, que é definida pelos pontos críticos ou limiares. Estes limites podem ser associados ao tamanho das mudanças nas taxas de câmbio nominais ou de quaisquer outros fatores que incorporam os custos de ajustamento a mudanças nos índices de preços. Uma revisão sobre modelos TVAR pode ser encontrada em Hubrich e Terasvirta (2013). Modelos com threshold também foram utilizados por Tsay (1998), Lo e Zivot (2001) e Galvão e Marcellino (2014).

Expressamos o nosso modelo sendo que o limiar ocorre quando a variação da taxa de câmbio é zero, diferenciando depreciações de apreciações cambiais. Em termos gerais o TVAR pode ser especificado do seguinte modo:

$$y_t = \alpha^{(1)} + \beta^{(1)}(L)y_{t-1} + (\alpha^{(2)} + \beta^{(2)}(L)y_{t-1})I_t + u_t, \quad (1)$$

onde y_t é um vetor de variáveis endógenas, I é uma função indicadora que assume valor um para a depreciação cambial e zero para apreciação, $\beta^1(L)$ e $\beta^2(L)$ são matrizes polinomiais, $\alpha^{(1)}$ e $\alpha^{(2)}$ são os interceptos, e u_t representa o termo de erro. Em particular estamos interessados na equação em que a variação do índice de preço é a variável dependente, dada por:

$$\pi_t = \alpha^{(1)} + \beta_1^{(1)}\pi_{t-1} + \beta_2^{(1)}\Delta\epsilon_{t-1} + \sum_{k=1}^K \beta_k^{(1)}x_{k,t-1} + (\alpha^{(2)} + \beta_1^{(2)}\pi_{t-1} + \beta_2^{(2)}\Delta\epsilon_{t-1} + \sum_{k=1}^K \beta_k^{(2)}x_{k,t-1})I_t + u_{t-1}, \quad (2)$$

sendo π_t a taxa de inflação (em nosso caso, a variação percentual dos três índices de preços: IPCA, IPCA-L e IPA-M); ϵ_{t-1} a taxa de câmbio no período $t-1$; $x_{k,t-1}$ a k -ésima variável do modelo VAR no período $t-1$, que inclui as variáveis apresentadas na seção anterior; e I_t é uma função indicadora, que assume valor 1 quando há depreciações cambiais em $t-1$ ($\Delta\epsilon_{t-1} > 0$), e assume valor 0 quando há apreciações cambiais em $t-1$ ($\Delta\epsilon_{t-1} \leq 0$). Os coeficientes $\beta_2^{(1)}$ e $\beta_2^{(2)}$ medem, respectivamente, o repasse cambial para o índice de inflação nos momentos em que há depreciações e apreciações do câmbio.

Testamos duas especificações diferentes para o vetor de variáveis y_t . A primeira (modelo 1) está de acordo com Aleem e Lahiani (2014), que utilizam o hiato do produto e a taxa de juros. A segunda especificação (modelo 2) está de acordo com Delatte e López-Villavicencio (2012), que acrescentam o custo unitário do trabalho e o preço do petróleo. Para cada um dos modelos, optamos por apresentar apenas a primeira equação do sistema vetorial, que tem os índices de inflação como variável dependente. Isto nos permite identificar facilmente os coeficientes de interesse para esses modelos.

3.2 Dados

Para a análise empírica, utilizamos séries temporais contempladas no intervalo de janeiro de 2000 a junho de 2015 com periodicidade mensal, totalizando 186 observações. A escolha do período de análise reflete o fato de que a instituição do câmbio flutuante no Brasil se deu após 1999, por isso eliminamos observações anteriores a 2000, uma vez que a dinâmica

geradora da série do câmbio sofre alteração significativa após este período. Descreveremos a seguir cada uma das nossas variáveis:

- A taxa de câmbio é a média do mês da taxa de câmbio comercial (venda) (R\$/US\$). A variação positiva da taxa de câmbio representa uma depreciação da moeda doméstica, já a variação negativa é definida como uma apreciação.
- A taxa de inflação é medida pela variação mensal dos seguintes índices de preços:
 - IPCA: Índice de Preços ao Consumidor Amplo. Este índice abrange a cesta de consumo de famílias com rendimentos mensais compreendidos entre um e quarenta salários mínimos, qualquer que seja a fonte de rendimentos, e residentes nas áreas urbanas das regiões.
 - IPCA-L: Índice de Preços ao Consumidor Amplo – Livre. Este índice, exclui os preços dos itens que são administrados pelo governo.
 - IPA-M: Índice de Preços ao Produtor Amplo. Este índice registra variações de preços de produtos agropecuários e industriais nas transações interempresariais, isto é, nos estágios de comercialização anteriores ao consumo final.

Estes são os indicadores mais utilizados pelos formuladores de políticas públicas e agentes financeiros para analisar a evolução dos preços. Também adicionamos ao modelo outras variáveis que ajudam a explicar a variação dos preços na economia, como segue:

- O custo unitário do trabalho (*cut*): é considerado um indicador do custo da mão de obra, que não é capturado pelo índice de preços. Esse índice mede a razão entre o índice de folha de pagamento de salários nominais (FS) e o índice de produção industrial (PFI) ambos computados pelo IBGE, vezes um sobre a taxa de câmbio nominal de venda (TxCNV)⁵. Esse indicador compara a produtividade dos setores industriais de Brasil e EUA.
- Preço do petróleo (*oil*): é um indicador do preço da energia, insumo básico para praticamente toda cadeia produtiva.
- A taxa básica de juros anualizada (*selic*)⁶: é um indicador de como o banco central conduz política monetária.
- Hiato do produto: é criado tomando os desvios do logaritmo do PIB real em relação às estimativas de tendência, utilizando o filtro de Hodrick–Prescott (HP). A série do PIB mensal é obtida através do Sistema de Séries Temporais do Banco Central, que realiza uma interpola-

⁵ $CUT = (FS / PFI) \times (1 / TxCbN)$

⁶ A taxa Selic pode ser definida como a média ajustada dos financiamentos diários apurados no Sistema Especial de Liquidação e de Custódia (Selic) para títulos federais. Para mais informações consulte: <http://www.bcb.gov.br/?SELICTAXA>

ção dos valores trimestrais já divulgados ou projetados. O deflacionamento é feito com a utilização do IPCA.

Como mencionamos anteriormente, a taxa de câmbio não é o único fator que afeta a inflação. Assim, ao se ignorar as outras variáveis, podemos não captar de forma isolada os efeitos do *pass-through* cambial sobre a inflação.

Dentro deste escopo, a inflação é afetada pelo nível de atividade econômica. O hiato do produto é utilizado como uma *proxy* que capta esse efeito, isto é, a diferença entre o produto efetivo e o produto potencial. O custo unitário do trabalho pode ser considerado como um indicador de competitividade e também influencia o nível de preços na economia. Quando essa variável está muito elevada, a mesma pode pressionar os custos das firmas, fazendo-as repassar para os preços esse aumento. Isso pode gerar pressões inflacionárias. O preço do petróleo afeta a estrutura de custos das firmas e das famílias, aumentando custos de energia e transporte. Ainda existe um efeito via cadeias produtivas e também é um canal de expectativas de consumidores e empresários. Conforme Pimentel *et al.* (2016), devido a elevada participação das commodities e do petróleo na pauta de exportações brasileiras, o preço desse item pode implicar em uma rentabilidade para o exportador. Em outras palavras, as variáveis externas captam possíveis choques de oferta (via custos) e choques de demanda (via rentabilidade do setor exportador de commodities).

Outra variável de interesse é a taxa Selic, que é o principal instrumento de política monetária do Banco Central. A Tabela 1 expressa às estatísticas descritivas das variáveis.

Antes da estimação dos modelos, as séries dos índices de preços, do PIB, do custo unitário do trabalho e do preço do petróleo foram dessazonalizadas através do algoritmo X13-ARIMA-SEATS⁷. Também foi aplicado o logaritmo natural nos dados referentes a taxa de câmbio, PIB, custo unitário do trabalho e no preço do petróleo.

⁷ Este algoritmo é implementado pelo Censo do Governo dos Estados Unidos, e uma descrição detalhada do método pode ser obtida em: <https://www.census.gov/ts/x13as/docX13AS.pdf>.

Tabela 1

| Estatísticas descritivas das variáveis | | | | | | |
|--|--|---------------|-------|---------------|--------|--------|
| LEGENDA | DESCRIÇÃO | FONTE | MÉDIA | DESVIO PADRÃO | MÍNIMO | MÁXIMO |
| Ipca | Índice Nacional de preços ao consumidor amplo (variação % mensal) | IBGE (433) | 0.53 | 0.39 | -0.21 | 3.02 |
| Cut | Custo unitário do trabalho (índice) | BACEN (11777) | 107.6 | 40.32 | 39.6 | 181.9 |
| Oil | Preço do petróleo (US\$) | Banco Mundial | 65.2 | 31.41 | 18.52 | 132.55 |
| Selic | Taxa de juros acumulada no mês anualizada. | BACEN (4189) | 14.06 | 4.55 | 7.11 | 26.32 |
| Cambio | Média do mês da taxa de câmbio comercial (R\$/US\$) | BACEN (3698) | 2.25 | 0.49 | 1.56 | 3.8 |
| Gap | Hiato do produto | BACEN (4385) | 0.00 | 0.05 | -0.15 | 0.16 |
| Ipa | Índice nacional de preços ao produtor amplo - M (variação % mensal) | FGV (7450) | 0.68 | 1.12 | -1.68 | 7.45 |
| Ipcal | Índice Nacional de preços ao consumidor amplo itens livres (variação % mensal) | BACEN (11428) | 0.51 | 0.36 | -0.35 | 2.53 |

NOTA: O hiato do produto (gap) foi construído usando o logaritmo natural da série do PIB mensal dessazonalizada (em milhões de US\$). Utilizamos o filtro de Hodrick-Prescott e subtraímos a série original de sua tendência. Os valores entre parênteses abaixo da fonte, indicam o respectivo código da série no sistema gerenciador de séries temporais do Banco Central do Brasil.

4 Resultados empíricos

Antes da realização das estimações verificamos se as séries são estacionárias. Para isso, realizamos o teste de *Dickey-Fuller* Aumentado (ADF) e o teste de Phillips-Perron, sob a hipótese nula de que as variáveis apresentam raiz unitária. Para ambos os testes, as séries da variação percentual dos índices de preços (IPCA, IPA-M e IPCA-L) e o hiato do produto (gap) se mostraram estacionárias, como vemos na Tabela 2. Já as séries

restantes (cut, oil, selic e cambio) tornaram-se estacionárias quando tomamos a primeira diferença. Como nossos dados compreendem as variações percentuais dos índices de preço, omitimos os testes de estacionariedade para os índices em nível. Nas próximas tabelas denotaremos as séries diferenciadas como *dcut*, *doil*, *dselic* e *dcambio*.

Tabela 2

Testes de raiz unitária

| VARIÁVEL | EM NÍVEL | | PRIMEIRA DIFERENÇA | |
|---------------|-----------|-----------------|--------------------|-----------------|
| | ADF | Phillips-Perron | ADF | Phillips-Perron |
| <i>ipca</i> | - | - | -4.571*** | -5.70*** |
| <i>ipcal</i> | - | - | -5.238*** | -5.60*** |
| <i>ipa</i> | - | - | -4.065*** | -5.80*** |
| <i>cut</i> | -0.891 | -2.00 | -9.242*** | -13.00*** |
| <i>oil</i> | -1.418 | -2.00 | -6.504*** | -10.00*** |
| <i>selic</i> | -1.733 | -2.00 | -5.408*** | -4.60*** |
| <i>cambio</i> | -1.597 | -1.50 | -7.160*** | -8.90*** |
| <i>gap</i> | -8.404*** | -10.00*** | - | - |

NOTA: Os valores entre os parênteses são os erros padrão. Estatisticamente significante a: (***) 1%, (**) 5%, (*)10%.

Também realizamos o teste de cointegração de Johansen para as variáveis não estacionárias, incluindo a Selic, a taxa de câmbio, o custo unitário do trabalho e o preço do petróleo. A Tabela 3 inclui o teste do autovalor e o teste do traço, sendo a defasagem escolhida pelo critério de Akaike. Ambos os testes não rejeitam a hipótese nula de zero vetores de cointegração ao nível de significância de 5%.

Na próxima etapa definimos as defasagens do modelo TVAR, que foi realizada através da utilização do critério de informação Bayesiano (BIC), tendo em vista que este critério seleciona modelos mais parcimoniosos, condição essencial para a estimação dado o número limitado de observações da amostra. Deste modo, constatamos que é necessária apenas uma defasagem para a correta especificação do sistema vetorial.

Em uma primeira análise, verificamos se os movimentos da taxa de câmbio precedem as variações dos índices de inflação através do teste de causalidade de Granger. Como podemos observar na Tabela 4, os valores obtidos para a estatística do teste *F* nos levam a concluir que os valores passados da variação da taxa de câmbio⁸ são preditivos do valor presente das taxas de inflação, mas o contrário não se verifica, isto é, não existe

⁸ Aqui a variável câmbio está em primeira diferença. Utilizamos o teste de Granger usando apenas uma defasagem.

evidência de que as taxas de inflação possam ajudar a prever o nível futuro da taxa de câmbio. Esse resultado indica que há evidência da existência de repasses cambiais para a inflação no Brasil, conforme já ressaltado pela literatura.

Tabela 3

| Teste de Johansen | | | | |
|--------------------|----------------|----------------------|---------------------|---------------------|
| | VALOR DO TESTE | VALOR CRÍTICO 10% | VALOR CRÍTICO 5% | VALOR CRÍTICO 1% |
| Teste do Autovalor | | | | |
| $r \leq 3$ | 0.07 | 6.50 | 8.18 | 11.65 |
| $r \leq 2$ | 2.83 | 12.91 | 14.90 | 19.19 |
| $r \leq 1$ | 14.18 | 18.90 | 21.07 | 25.75 |
| $r = 0$ | 21.68 | 24.78 | 27.14 | 32.14 |
| Teste do Traço | | | | |
| $r \leq 3$ | 0.07 | 6.50 | 8.18 | 11.65 |
| $r \leq 2$ | 2.90 | 15.66 | 17.95 | 23.52 |
| $r \leq 1$ | 17.08 | 28.71 | 31.52 | 37.22 |
| $r = 0$ | 38.76 | 45.23 | 48.28 | 55.43 |

NOTA: Teste realizado entre as séries selic, cambio, cut e oil, com defasagem selecionada pelo critério de Akaike e sem a inclusão de termos de tendência.

Tabela 4

Causalidade de Granger entre índices de inflação e taxa de câmbio

| DIREÇÃO DA CAUSALIDADE | ESTATÍSTICA F | P-VALOR |
|------------------------|---------------|---------|
| dcambio → IPCA | 12.56 | 0.00 |
| IPCA → dcambio | 0.00 | 0.94 |
| dcambio → IPA | 18.96 | 0.00 |
| IPA → dcambio | 0.21 | 0.64 |
| dcambio → IPCAL | 9.49 | 0.00 |
| IPCAL → dcambio | 0.07 | 0.78 |

Uma vez que há evidências de repasse cambial, realizamos a estimação do modelo TVAR com o objetivo de verificar se estes repasses são assimétricos. Assim, em todos os modelos estimados utilizamos a variação da taxa de câmbio como a variável *threshold*, fixando em zero o valor para a mudança do regime.

A Tabela 5 reporta os resultados do modelo TVAR para o IPCA utilizando as duas especificações expostas na metodologia. Podemos observar nos dois modelos que o efeito do repasse cambial é significativo apenas na

depreciação. Nesse sentido, um aumento de 10% da taxa de câmbio prevê um aumento no índice de preços em torno de 0.2 pontos percentuais. A magnitude dos coeficientes é semelhante para ambos os modelos.

Tabela 5

Resultados da estimação do modelo TVAR para o IPCA

| VARIÁVEL | MODELO 1 | | MODELO 2 | |
|-----------------|------------------|------------------------|------------------|-----------------------|
| | IPCA | | | |
| | Apreciação | Depreciação | Apreciação | Depreciação |
| constante | 0.237 (0.051)*** | 0.164 (0.062)*** | 0.219 (0.057)*** | 0.196 (0.065)*** |
| ipca(t-1) | 0.614 (0.075)*** | 0.654 (0.093)*** | 0.629 (0.077)*** | 0.591 (0.101)*** |
| dcambio(t-1) | 0.020 (0.013) | 0.020 (0.008)** | 0.018 (0.015) | 0.021 (0.012)* |
| gap(t-1) | 1.828 (1.353) | -1.586 (1.278) | 1.487 (1.409) | -1.106 (1.319) |
| dselic(t-1) | 0.060 (0.050) | 0.130 (0.056)** | 0.059 (0.051) | 0.150 (0.057)*** |
| dcut(t-1) | - | - | -0.001 (0.008) | -0.004 (0.009) |
| doil(t-1) | - | - | 0.003 (0.004) | 0.006 (0.003)* |
| Teste Ljung-Box | Valor = 20.0 | P-valor = 0.10 | Valor = 21.34 | P-valor = 0.09 |

NOTA: Os valores entre os parênteses são os erros padrão, com significância de (***) 1%, (**) 5%, (*) 10%.

Para verificarmos se esse repasse cambial assimétrico é reflexo de ajustes nos preços por parte das empresas utilizamos o IPCA livre, que é um índice que exclui os preços que são administrados pelo governo. A estimação dos dois modelos para este índice está na Tabela 6.

Tabela 6

Resultados da estimação do modelo TVAR para o IPCA-L

| VARIÁVEL | MODELO 1 | | MODELO 2 | |
|---------------------|-------------------|------------------------|------------------|------------------|
| | IPCAL | | | |
| | Apreciação | Depreciação | Apreciação | Depreciação |
| constante | 0.164 (0.051) *** | 0.158 (0.060)*** | 0.157 (0.054)*** | 0.185 (0.060)*** |
| ipcal(t-1) | 0.689 (0.080) *** | 0.652 (0.091)*** | 0.693 (0.080)*** | 0.598 (0.094)*** |
| dcambio(t-1) | 0.011 (0.013) | 0.018 (0.008)** | 0.012 (0.015) | 0.015 (0.011) |
| gap(t-1) | 0.313 (1.301) | 0.480 (1.230) | 0.199 (1.349) | 0.995 (1.262) |
| dselic(t-1) | 0.065 (0.048) | 0.019 (0.056) | 0.064 (0.048) | 0.039 (0.056) |
| dcut(t-1) | - | - | 0.001 (0.007) | -0.008 (0.008) |
| doil(t-1) | - | - | 0.001 (0.003) | 0.006 (0.003)** |
| Teste Ljung-Box | Valor = 18.0 | P-valor = 0.20 | Valor = 17.0 | P-valor = 0.30 |

NOTA: Os valores entre os parênteses são os erros padrão, com significância de (***) 1%, (**) 5%, (*) 10%.

Os resultados são muito próximos aos do IPCA, sendo que o repasse quando há depreciações é maior e mais significativo do que no caso de apreciações, também em torno de 0.2 pontos percentuais para cada aumento de 10% da taxa de câmbio, embora o repasse para depreciações não seja estatisticamente significativo para o modelo 2. Este resultado nos indica que esta assimetria não é apenas um efeito de ajustes de preços que são administrados pelo governo, e sim reflexo de uma atuação diferente das empresas quanto ao repasse de custos em relação à depreciações e apreciações cambiais.

Por outro lado, o efeito do repasse cambial normalmente deveria ser mais pronunciado em preços de produtos primários ou industriais, que ocupam uma maior parcela da exportação brasileira. Para verificar se este é o caso, estimamos os modelos 1 e 2 para o índice de preços ao produtor amplo (IPA-M). Além disso, através do uso deste índice, podemos também verificar se existe assimetria dos repasses nos estágios anteriores à comercialização do produto final. Os resultados, presentes na Tabela 7, podem nos indicar se o repasse assimétrico de custos é maior para o consumidor final ou se ele está presente em toda a cadeia produtiva.

Tabela 7

Resultados da estimação do modelo TVAR para o IPA

| VARIÁVEL | MODELO 1 | | MODELO 2 | |
|---------------------|------------------------|-------------------------|------------------|------------------------|
| | IPA | | | |
| | Apreciação | Depreciação | Apreciação | Depreciação |
| Constante | 0.321 (0.128)** | 0.122 (0.118) | 0.160 (0.134) | 0.147 (0.115) |
| ipa(t-1) | 0.621 (0.075) *** | 0.751 (0.075)*** | 0.658 (0.073)*** | 0.702 (0.076)*** |
| dcambio(t-1) | 0.083 (0.038)** | 0.072 (0.025)*** | 0.059 (0.042) | 0.065 (0.032)** |
| gap(t-1) | 2.879 (3.973) | -4.484 (3.733) | -1.278 (4.024) | -3.445 (3.727) |
| dselic(t-1) | 0.180 (0.145) | -0.194 (0.153) | 0.188 (0.141) | -0.149 (0.150) |
| dcut(t-1) | - | - | -0.009 (0.021) | -0.024 (0.024) |
| doil(t-1) | - | - | 0.034 (0.010)*** | 0.015 (0.09)* |
| Teste Ljung-Box | Valor = 23.0 | P-valor = 0.06 | Valor = 19.0 | P-valor = 0.20 |

NOTA: Os valores entre os parênteses são os erros padrão, com significância de (***) 1%, (**) 5%, (*)10%.

Verificamos que para o modelo 1 o repasse cambial ocorre tanto na depreciação quanto na apreciação. No primeiro caso, uma depreciação de 10% na taxa de câmbio promove um aumento de 0.72 pontos percentuais no IPA, enquanto que uma apreciação de 10% diminui o índice em 0.83 pontos percentuais. A magnitude dos coeficientes é semelhante no modelo 2, porém o resultado não é estatisticamente significativo para o caso das apreciações. De qualquer forma, fica claro que nossos resultados sugerem

um repasse cambial maior para preços ao produtor do que ao consumidor, o que também foi observado por outros estudos sobre o tema (ver, por exemplo, Nogueira Junior, 2007).

Este resultado indica que a evidência de assimetria dos repasses para produtos ao longo da cadeia produtiva é mais fraca do que para produtos ao consumidor final. Isso pode estar associado a estrutura de mercado dos ofertantes, pois a falta de concorrência pode levar a um aumento dos repasses no caso de depreciações, e aumentos de margem no caso de apreciações. Este efeito que seria sentido principalmente para os consumidores finais.

De modo geral, nossos resultados estão alinhados com os de Aleem e Lahiani (2014), que encontram efeitos semelhantes para a economia mexicana, além de Correa e Minella (2010), Delatte e López-Villavicencio (2012) e Donayre e Panovska (2016). As principais razões que indicariam a ocorrência da assimetria cambial são relatadas por Dornbusch (1987), Pollard e Coughlin (2003) e Bussière (2007), que sugerem que a concentração de mercado pode fazer com que o grau de repasse não seja simétrico. Da mesma forma, os resultados corroboram as estimações de Pimentel *et al.* (2016), que verificaram forte assimetria no repasse cambial para o IPCA no Brasil, — média de 11,38% no caso da depreciação e 2,84% no caso de apreciação — embora os mesmos utilizem taxas de inflação anualizadas, enquanto que nossas estimações são referentes a taxas mensais. Também estes autores utilizam um modelo VAR estrutural de forma a examinar o efeito dos repasses em relações a choques inesperados no câmbio, enquanto que nossas estimações se referem ao efeito total do repasse assimétrico no câmbio.

Outro ponto destacado por estes autores é a presença de “custos de menu”. Essa estrutura de custos faz com que as empresas não consigam realizar o repasse instantaneamente. Por isso o efeito *pass-through* possui apenas uma pequena magnitude no curto prazo. Caso os preços sejam rígidos para baixo, as firmas tornam-se mais propícias a aumentarem suas margens de lucro do que reduzi-las. Essa hipótese corrobora a existência de repasses maiores quando há depreciação cambial.

4.1 Assimetria nos repasses cambiais antes e depois da crise de 2008

Nesta seção verificamos se os nossos resultados foram afetados pela crise econômica mundial ocorrida no período de 2008. Esse fato representou uma mudança de política econômica no Brasil, isto é, o governo adotou medidas para estimular a economia, com o intuito de atenuar o ciclo eco-

nômico. Foram adotadas políticas de proteção à indústria nacional com o intuito da manutenção do nível de emprego e renda da população. Junto com a recessão mundial, essas medidas⁹ podem ter afetado o nível de concorrência e alterado a estrutura de custos das firmas.

Desse modo, para isolarmos esse efeito subdividimos a nossa mostra em dois períodos. O período pré-crise é constituído de 96 observações, tendo início em janeiro de 2000 até dezembro de 2007. O período pós-crise começa em janeiro de 2008 com término em junho de 2015. O tamanho de nossa amostra é similar nesses dois cortes, o que nos permite uma base razoável de comparação. A Tabela 8 mostra os resultados para o IPCA no período pré-crise.

Tabela 8

Resultados da estimação do modelo TVAR para o IPCA – Período Pré-Crise (2000-2007)

| VARIÁVEL | MODELO 1 | | MODELO 2 | |
|---------------------|----------------------------|-------------------------|------------------|------------------------|
| | IPCA Pré-Crise (2000-2007) | | | |
| | Apreciação | Depreciação | Apreciação | Depreciação |
| Constante | 0.232 (0.071)*** | 0.063 (0.096) | 0.214 (0.089)** | 0.028 (0.103) |
| ipca(t-1) | 0.631 (0.091)*** | 0.550 (0.119)*** | 0.642 (0.096)*** | 0.597 (0.129)*** |
| dcambio(t-1) | 0.028 (0.019) | 0.084 (0.016)*** | 0.030 (0.026) | 0.059 (0.023)** |
| gap(t-1) | 3.146 (2.579) | -5.450 (2.583)** | 3.022 (2.826) | -6.631 (2.709)** |
| dselic(t-1) | 0.062 (0.064) | 0.147 (0.073)** | 0.055 (0.067) | 0.135 (0.075)* |
| dcut(t-1) | - | - | 0.004 (0.013) | -0.027 (0.017) |
| doil(t-1) | - | - | 0.002 (0.006) | -0.002 (0.005) |
| Teste Ljung-Box | Valor = 22.0 | P-valor = 0.08 | Valor = 22.0 | P-valor = 0.08 |

NOTA: Os valores entre os parênteses são os erros padrão, com significância de (***) 1%, (**) 5%, (*) 10%.

Observamos que no período prévio a crise a assimetria no repasse é intensificada, sendo que uma depreciação de 10% do câmbio prevê um aumento de 0.84 pontos percentuais no IPCA no primeiro modelo, e 0.59 pontos percentuais no segundo modelo. Os resultados para o IPCA livre, que exclui os preços administrados também são intensificados e apresentam uma magnitude bem semelhante, conforme a Tabela 9.

⁹ Dentre essas medidas, destacam-se: a redução de custo de linhas de crédito, políticas de estímulo às exportações, incentivos fiscais de para produtos que utilizassem insumos nacionais, aumento de tarifas de importação para alguns produtos (Mais detalhes sobre essas medidas podem ser encontrados em <http://portal.tcu.gov.br/contas/contas-do-governo-da-republica/>).

Tabela 9

Resultados da estimação do modelo TVAR para o IPCAL – Período Pré-Crise (2000-2007)

| VARIÁVEL | MODELO 1 | | MODELO 2 | |
|---------------------|-----------------------------|-------------------------|------------------|-------------------------|
| | IPCAL Pré-Crise (2000-2007) | | | |
| | Apreciação | Depreciação | Apreciação | Depreciação |
| Constante | 0.133 (0.065)** | 0.017 (0.081) | 0.130 (0.080) | 0.008 (0.084) |
| ipcal(t-1) | 0.734 (0.105)*** | 0.629 (0.111)*** | 0.740 (0.110)*** | 0.637 (0.117)*** |
| dcambio(t-1) | 0.016 (0.018) | 0.073 (0.015)*** | 0.029 (0.024) | 0.059 (0.021)*** |
| gap(t-1) | 0.330 (2.373) | 1.243 (2.453) | 0.874 (2.623) | 0.662 (2.571) |
| dselic(t-1) | 0.059 (0.058) | -0.011 (0.069) | 0.055 (0.060) | -0.012 (0.071) |
| dcut(t-1) | - | - | 0.010 (0.012) | -0.015 (0.016) |
| doil(t-1) | - | - | -0.001 (0.005) | 0.001 (0.005) |
| Teste Ljung-Box | Valor = 15.0 | P-valor = 0.40 | Valor = 17.0 | P-valor = 0.30 |

NOTA: Os valores entre os parênteses são os erros padrão, com significância de (***)1%, (**) 5%, (*) 10%.

Estes resultados nos indicam que boa parte da assimetria nos repasses cambiais está associada ao período pré- crise, que corresponde a um período de alta dos preços e comercialização das commodities, produtos que são mais impactados pela taxa de câmbio no Brasil, por representarem uma grande parcela da pauta de exportações. Quando analisamos o índice de preços ao produtor amplo (IPA) — composto em boa parte por produtos primários — verificamos que este é o caso, uma vez que o efeito do repasse cambial se torna significativamente maior para ambos os modelos. Os resultados para o IPA são mostrados na Tabela 10. Verificamos também que os repasses não são tão assimétricos para este índice, pois ele engloba produtos ao longo da cadeia produtiva, como discutido anteriormente.

Tabela 10

Resultados da estimação do modelo TVAR para o IPA – Período Pré-Crise (2000-2007)

| VARIÁVEL | MODELO 1 | | MODELO 2 | |
|---------------------|---------------------------|-------------------------|------------------------|-------------------------|
| | IPA Pré-Crise (2000-2007) | | | |
| | Apreciação | Depreciação | Apreciação | Depreciação |
| Constante | 0.514 (0.156)*** | -0.213 (0.190) | 0.266 (0.184) | -0.249 (0.188) |
| ipa(t-1) | 0.700 (0.083)*** | 0.678 (0.112)*** | 0.749 (0.083)*** | 0.695 (0.111)*** |
| dcambio(t-1) | 0.147 (0.045)*** | 0.221 (0.044)*** | 0.142 (0.059)** | 0.170 (0.056)*** |
| gap(t-1) | 8.809 (6.334) | -5.232 (6.395) | 4.919 (6.743) | -7.523 (6.461) |
| dselic(t-1) | 0.274 (0.151)* | -0.349 (0.182)* | 0.186 (0.151) | -0.353 (0.178)* |
| dcut(t-1) | - | - | 0.039 (0.030) | -0.057 (0.040) |
| doil(t-1) | - | - | 0.030 (0.013)** | -0.001 (0.012) |
| Teste Ljung-Box | Valor = 12.0 | P-valor = 0.60 | Valor = 11.0 | P-valor = 0.60 |

NOTA: Os valores entre os parênteses são os erros padrão, com significância de (***) 1%, (**) 5%, (*)10%.

Uma vez que verificamos o efeito dos repasses cambiais no período pré-crise, na depreciação para o IPCA e o IPCA-L e em ambas as variações para o IPA, também testamos se o efeito da crise fez com que esses repasses se reduzissem. Assim, as Tabelas 11 e 12 mostram os resultados para os índices IPCA e IPCA livre no período pós-crise. Podemos observar que os repasses cambiais não são significativos durante esse período, sendo que os resultados também não mostram evidência de assimetria.

Tabela 11

Resultados da estimação do modelo TVAR para o IPCA – Período Pós-Crise (2008-2015)

| VARIÁVEL | MODELO 1 | | MODELO 2 | |
|---------------------|----------------------------|------------------|------------------|------------------|
| | IPCA Pós-Crise (2008-2015) | | | |
| | Apreciação | Depreciação | Apreciação | Depreciação |
| Constante | 0.138 (0.095) | 0.137 (0.118) | 0.246 (0.104)** | 0.153 (0.127) |
| ipca(t-1) | 0.679 (0.146)*** | 0.609 (0.121)*** | 0.675 (0.144)*** | 0.589 (0.134)*** |
| dcambio(t-1) | -0.026 (0.025) | 0.027 (0.019) | -0.022 (0.031) | 0.034 (0.026) |
| gap(t-1) | -1.217 (2.696) | -2.175 (4.073) | -0.847 (2.753) | 2.335 (4.097) |
| dselic(t-1) | 0.149 (0.076)* | 0.006 (0.099) | 0.188 (0.077)** | 0.014 (0.101) |
| dcut(t-1) | - | - | -0.021 (0.016) | 0.008 (0.021) |
| doil(t-1) | - | - | -0.014 (0.007)** | 0.001(0.006) |
| Teste Ljung-Box | Valor = 14.0 | P-valor = 0.40 | Valor = 14.0 | P-valor = 0.8 |

NOTA: Os valores entre os parênteses são os erros padrão, com significância de (***)1%, (**) 5%, (*) 10%.

Tabela 12

Resultados da estimação do modelo TVAR para o IPCAL – Período Pós-Crise (2008-2015)

| VARIÁVEL | MODELO 1 | | MODELO 2 | |
|---------------------|-----------------------------|------------------|------------------|------------------|
| | IPCAL Pós-Crise (2008-2015) | | | |
| | Apreciação | Depreciação | Apreciação | Depreciação |
| constante | 0.152 (0.073)** | 0.024 (0.098) | 0.243 (0.080)*** | -0.030 (0.108) |
| ipcal(t-1) | 0.542 (0.121)*** | 0.794 (0.127)*** | 0.569 (0.120)*** | 0.879 (0.148)*** |
| dcambio(t-1) | -0.032 (0.021) | 0.024 (0.016) | -0.017 (0.027) | 0.017 (0.022) |
| gap(t-1) | 3.476 (2.272) | -3.651 (3.386) | 3.564 (2.278) | -3.530 (3.373) |
| dselic(t-1) | 0.084 (0.065) | 0.022 (0.083) | 0.111 (0.065) | -0.010 (0.087) |
| dcut(t-1) | - | - | -0.013 (0.013) | -0.010 (0.017) |
| doil(t-1) | - | - | -0.014 (0.005)** | -0.005 (0.006) |
| Teste Ljung-Box | Valor = 14.0 | P-valor = 0.50 | Valor = 14.0 | P-valor = 0.50 |

NOTA: Os valores entre os parênteses são os erros padrão, com significância de (***)1%, (**) 5%, (*)10%.

Embora não tenhamos encontrado efeito para os índices de preços ao consumidor no período pós crise, o repasse cambial sobre o IPA apresenta

um efeito significativo tanto para apreciação e depreciação no modelo 1. Estes resultados estão na Tabela 13. Dessa forma, observamos que a crise econômica diminuiu o potencial de repasse de preços ao consumidor final por parte das empresas, o que pode ser reflexo da retração da demanda e da diminuição das elasticidades de demanda durante este período crítico do ciclo econômico.

Tabela 13

Resultados da estimação do modelo TVAR para o IPA – Período Pós-Crise (2008-2015)

| VARIÁVEL | MODELO 1 | | MODELO 2 | |
|---------------------|---------------------------|------------------------|------------------|------------------|
| | IPA Pós-Crise (2008-2015) | | | |
| | Apreciação | Depreciação | Apreciação | Depreciação |
| Constante | 0.270 (0.183) | 0.100 (0.230) | 0.547 (0.204)*** | -0.016 (0.235) |
| ipa(t-1) | 0.825 (0.110)*** | 0.699 (0.127)*** | 0.815 (0.105)*** | 0.794 (0.139)*** |
| dcambio(t-1) | 0.100 (0.058)* | 0.110 (0.047)** | 0.067 (0.069) | 0.065 (0.064) |
| gap(t-1) | -0.109 (6.349) | 10.406 (9.669) | 2.493 (6.257) | 10.819 (9.410) |
| dselic(t-1) | -0.029 (0.187) | 0.071 (0.232) | 0.090 (0.183) | -0.026 (0.233) |
| dcut(t-1) | - | - | -0.091 (0.036)** | -0.048 (0.047) |
| doil(t-1) | - | - | -0.035 (0.015)** | -0.014 (0.015) |
| Teste Ljung-Box | Valor = 17.0 | P-valor = 0.30 | Valor = 11.0 | P-valor = 0.70 |

NOTA: Os valores entre os parênteses são os erros padrão, com significância de (***) 1%, (**) 5%, (*) 10%.

Possivelmente o efeito sobre o consumidor foi suavizado pelas políticas governamentais de aquecimento da demanda. Por outro lado, o produtor viu a moeda nacional se apreciar consideravelmente no período pós-crise até meados de 2011. Isto pode ter ocorrido pela desvalorização da moeda americana frente às economias emergentes. Após a recuperação da maior economia mundial e o segmento das políticas governamentais de incentivo a demanda ocorreram diversas depreciações destacando-se os anos de 2014 e 2015.

5 Considerações finais

Este trabalho investigou a existência de assimetrias do efeito *pass-through* da taxa de câmbio para o Brasil, no período compreendido de 2000 a junho de 2015. Para isso utilizamos um modelo *Threshold Vector Autoregressive* (TVAR), com a taxa de câmbio sendo a variável *threshold*. Testamos duas especificações distintas: a primeira seguindo Aleem e Lahiani (2014) e a segunda de acordo com Delatte e López-Villavicencio (2012).

Adicionalmente, verificamos se o efeito assimétrico se distinguia no período anterior e posterior a crise de 2008.

Em síntese, nossos resultados indicam que mudanças cambiais são repassadas de modo assimétrico para os índices IPCA e IPCA livre, mas este efeito está associado principalmente ao período anterior à crise de 2008. As evidências indicam que uma depreciação de 10% na taxa de câmbio é seguida por um aumento de cerca de 0.2 pontos percentuais no IPCA, mas nenhuma alteração significativa neste índice é sentida quando há apreciações do câmbio. O efeito dos repasses é intensificado para o índice ao produtor amplo (IPA), embora a assimetria não seja grande neste caso, uma vez que o índice contém apenas preços ao longo da cadeia produtiva.

Quando utilizamos duas subamostras, no período pré-crise (2000-2007) vemos que tanto os repasses quanto a assimetria é intensificada para o IPCA, sendo que uma depreciação de 10% da taxa de câmbio prevê um aumento de cerca de 0.8 pontos percentuais no índice. Por outro lado, tanto o repasse quanto a assimetria desaparece quando utilizamos a amostra do período pós-crise. Esses resultados podem estar associados à dificuldade de repasse dos preços pelas firmas, devido à volatilidade da taxa de câmbio e da mudança de política econômica do governo para tentar estimular a economia brasileira, bem como os efeitos de queda de renda e maior competitividade do mercado. No caso do IPA, a evidência nos indica que os repasses acontecem de maneira mais intensa, mas menos assimétrica, em ambos os períodos.

Em suma, as evidências encontradas podem sinalizar aos formuladores de políticas públicas que o efeito da variação cambial recai de modo assimétrico sobre as empresas. A concentração de mercado e a rigidez de preços podem ser fatores que contribuem para que os efeitos da apreciação/depreciação cambial sejam distintos. Para uma nova agenda de pesquisa, sugerimos o aprofundamento da análise da transmissão assimétrica, investigando como a competitividade e concentração de mercado podem afetar o repasse cambial.

Referências

AL-ABRI, A. S.; GOODWIN, B. K. Re-examining the exchange rate pass-through into import prices using non-linear estimation techniques: Threshold cointegration. **International Review of Economics & Finance**, v.18, pp. 142-16, 2009.

ALBUQUERQUE, C. R.; PORTUGAL, M. S. Testing nonlinearities between Brazilian exchange rate and inflation volatilities. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 60, n.n.4, p. 325-351, 2006.

ALEEM, A; LAHIANI, A. A threshold vector autoregression model of exchange rate pass-through in Mexico, **Research in International Business and Finance**, n.30, pp. 24-23, 2014.

ALMUKHTAR, S, A; GOODWIN, B. Re-examining the exchange rate pass-through into import prices using non-linear estimation techniques: Threshold cointegration, **International Review of Economics and Finance**, n.18, pp.142-161, 2009.

BALL, C. P.; REYES, J. Inflation targeting or fear of floating in disguise? A broader perspective. **Journal of Macroeconomics**, 2008.

BUSSIÈRE, M. Exchange Rate pass through to trade prices: The role of non-linearities and asymmetries, **Working paper series, European Central Bank**, n.822, 2007.

CALVO, G. A.; REINHART, C. "Fear Of Floating". **Quarterly Journal of Economics**, 2002.

CORREA, S, A; MINELLA, A Nonlinear Mechanisms of the Exchange Rate Pass-Through: A Phillips Curve Model with Threshold for Brazil. **Revista Brasileira de Economia**, vol 64, n.3, pp. 231-243, 2010.

DELATTE, A; LOPEZ-VILLAVICENCIO, A. Asymmetric exchange rate pass-through: Evidence from major countries. **Journal of Macroeconomics**, n.34, pp. 833-844, 2012.

DE SOUZA, R. M., MACIEL, L. F. P.; PIZZINGA, A. State space models for the exchange rate pass-through: determinants and null/full pass-through hypotheses. **Applied Economics**, 45(36), 2013.

DORNBUSCH, R. Exchange rate and prices. **American economic review**, v. 77, n. 1, pp. 93-106, 1987.

DOYNARE, L.; PANOVSKA, I. State-dependent exchange rate pass-through behavior. **Journal of International Money and Finance**, 2016.

GAGNON, E, J; IHRIG, J. Monetary policy and exchange rate pass-through, **International journal of finance and economics**, v.9, pp. 315-338, 2004.

GALVAO, A. B. e MARCELLINO, M. The effects of the monetary policy stance on the transmission mechanism, **Studies in nonlinear dynamics and econometrics**, v. 18, n. 3, pp. 217-236.

GIL-PAREJA, S. Exchange rates and European countries' export prices: an empirical test for asymmetries in pricing to market behaviour. **Weltwirtschaftliches Archive**, v. 136, 2000.

HUBRICH, K. e TERASVIRTA, T. Threshold and smooth transition in vector autoregressive models. In: FOMBY, T. B.; KILIAN, L.; MURPHY, A. **VAR Models in Macroeconomics – New Developments and Applications (Advances in Econometrics, v. 32)**. Emerald Group Publishing Limited, pp. 273-326, 2013.

LO, M. C.; ZIVOT, E. Threshold Cointegration and Nonlinear Adjustment to the Law of One Price. **Macroeconomic Dynamics**. Cambridge University Press, vol. 5(4), pp. 533-576, 2001.

MAHDAVI, S. The response of the US export prices to changes in the dollar's effective exchange rate: further evidence from industrial level data. **Applied Economics**, v. 34, 2002.

MARAZZI, M.; SHEETS, N.; VIGFUSSON, R.; FAUST, J.; GAGNON, J.; MARQUEZ, J.; MARTIN, R.; REEVE, T.; ROGERS, J. Exchange Rate Pass-through to U.S. Import Prices: Some New Evidence. **International Finance Discussion Papers**, Number 833, 2005.

MENON, J. Exchange rate pass-through. **Journal of Economic Surveys**, v. 9, n. 2, 1995.

NOGUEIRA JÚNIOR, R. P. Inflation targeting and exchange rate pass-through. **Revista de Economia Aplicada**, n.11, pp. 189-208, 2007.

NOGUEIRA JÚNIOR, R. P. Inflation Environment and Lower Exchange Rate Pass-Through in Brazil: Is There a Relationship? **Revista Brasileira de Economia**, v. 64, n. 1, pp. 49–56, 2010.

NOGUEIRA JÚNIOR, R. P.; LEÓN-LEDESMA, M. Exchange rate pass-through into inflation: the role of asymmetries and nonlinearities, **School of Economics Discussion Papers, University of Kent, Working Paper 08-01**, 2008.

NOGUEIRA JÚNIOR, R. P.; LEÓN-LEDESMA, M. Fear of Floating in Brazil: Did Inflation Targeting matter? **North American Journal of Economics and Finance**, v. 20, p. 255-266, 2009.

NOGUEIRA JÚNIOR, R. P.; LEÓN-LEDESMA, A. M. Does exchange rate pass-through respond to measures of macroeconomic instability, **Journal of Applied Economics**, Vol. 14, n. 1, pp. 167-180, 2011.

PELTZMAN, S. Prices rise faster than they fall, **Journal of Political Economy**, v. 108, n. 3, 2000.

PIMENTEL, D. ; LUPORINI, V. ; MODENESI, A. . Assimetrias no repasse cambial para a inflação: Uma análise empírica para o Brasil (1999 a 2013). **Estudos Econômicos**, v. 46, p. 343-372, 2016.

POLLARD, P.S; COUGHLIN, C. Size Matters: Asymmetric Exchange Rate Pass-Through at the Industrial Level. **Federal Reserve Bank of St. Louis, Working paper**, 2003-029C.

SHINTANI, M; TERADA-HAGIWARA, A; YABU, T. Exchange rate pass-through and inflation: A nonlinear time series analysis, **Journal of International Money and Finance**, v. 32, pp. 512-527, 2013.

TAKHTAMANOVA, F, Y. Understanding changes in exchange rate pass-through, **Journal of Macroeconomics**, n.32, pp.1118-1130, 2010.

TAYLOR, J. Low inflation, pass-through and the pricing power of firms. **European Economic Review**, n. 44, pp.1389-1408, 2000.

TSAY, R. S. Testing and modeling multivariate threshold models. **Journal of the American Statistical Association**, v. 93, n. 443, pp. 1188-1202, 1998.